

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO EM ECONOMIA

O IMPACTO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CâMBIO SOBRE O RETORNO DA AÇÃO DA USIMINAS

ARTHUR FIGUEIREDO DE FREITAS GUIMARÃES
Matrícula nº: 108019062

ORIENTADOR PROF. DR. ALEXANDRE B. CUNHA

AGOSTO 2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO EM ECONOMIA

O IMPACTO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O RETORNO DA AÇÃO DA USIMINAS

ARTHUR FIGUEIREDO DE FREITAS GUIMARÃES
Matrícula nº: 108019062

BANCA EXAMINADORA

PROF. ORIENTADOR: DR. ALEXANDRE B. CUNHA
PROF. DR. JOÃO BOSCO MESQUITA MACHADO
PROF. DR. RUDI ROCHA DE CASTRO

AGOSTO 2017

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do(a) autor(a)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, antes de tudo, aos meus pais, sem eles esse trabalho não seria possível. Junto com meus irmãos, André e Alberto, são meus maiores incentivadores.

À Louise cujo apoio, compreensão, ajuda e paciência foram fundamentais nessa longa jornada.

Agradeço ao meu orientador, professor Alexandre Barros Cunha, principalmente pela paciência de me orientar em um percurso tão longo, aos comentários construtivos, pela disponibilidade que demonstra em ajudar e por ser um modelo a ser seguido.

Finalmente, agradeço aos amigos por tornarem essa jornada mais divertida.

RESUMO

O presente trabalho busca analisar de forma empírica a influência da variação cambial no retorno das ações da empresa Usiminas (USIM5). O trabalho se baseou em 264 variações mensais obtidas entre janeiro de 1995 e dezembro de 2016. Este estudo partiu de um modelo econométrico que relacionava o retorno do preço da ação com a variação do câmbio e do índice de mercado. Em seguida, foram inseridas diferentes *dummies* que correspondiam a eventos econômicos relevantes com objetivo de aumentar a robustez do modelo. Tendo em vista os resultados empíricos obtidos, a conclusão é que o retorno real das ações USIM5 é afetado pela variação da taxa cambial.

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	7
CAPÍTULO I – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	10
CAPÍTULO II – A USIMINAS	13
CAPÍTULO III – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	18
CAPÍTULO IV – ANÁLISE ECONOMETRICA	25
IV.1 MODELO INICIAL	26
IV.2 MODELO INICIAL MAIS CÂMBIO AO QUADRADO	28
IV.3 IMPACTO DO CÂMBIO FLUTUANTE	29
IV.4 IMPACTO DO ANO DE 2002	32
IV.5 IMPACTO DA CRISE DE 2008-2009	34
IV.6 IMPACTO DA CRISE DE 2014-2016	38
IV.7 IMPACTO DAS DESVALORIZAÇÕES CAMBIAIS	40
IV.8 IMPACTOS CONJUNTOS	42
IV.9 IMPACTOS CONJUNTOS AJUSTADOS	43
IV.10 IMPACTOS CONJUNTOS MAIS IMPACTO DA VARIAÇÃO DO PREÇO DAS AÇÕES DE USIMINAS DEFASADO	44
IV.11 IMPACTOS CONJUNTOS ALTERADOS.....	47
CONCLUSÃO	50
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	52

INTRODUÇÃO

A variação da taxa de câmbio é um dos principais riscos aos quais as empresas estão expostas. Ela afeta os fluxos de caixa e os valores dos passivos das firmas, além disso, sob uma ótica mais ampla, a flutuação cambial pode afetar a demanda, o nível de emprego, a inflação e a taxa de juros.

A volatilidade cambial, por ser uma grande fonte de incerteza, é um risco a ser mitigado. Os mecanismos de proteção são diversos perpassando por *hedging* através de derivativos e ainda outros instrumentos financeiros. A proteção neutraliza o risco, fazendo com que a exposição cambial das empresas pareça insignificante, o que, por sua vez, pode obscurecer as influências das taxas de câmbio sobre os retornos das ações.

O presente trabalho busca analisar de forma empírica a influência da variação cambial no retorno das ações da empresa Usiminas (USIM5). O estudo se baseou em 264 variações mensais que foram calculadas pelo logaritmo natural entre as médias mensais dos fechamentos diários. Os valores dos índices de mercado, Ibovespa e Índice de Governança Corporativa – Novo Mercado, assim como os preços da USIM5 foram extraídos do sistema Comdinheiro. A taxa de câmbio utilizada foi a taxa PTAX para venda, em R\$/US\$, divulgada pelo Banco Central. A taxa de inflação utilizada para deflacionar as variáveis foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) divulgado mensalmente pelo IBGE.

O período de análise utilizado no estudo foi de 29/12/1994 até 31/12/2016, desde o início da negociação da ação USIM5 na BMFBOVESPA até o fechamento de 2016. As estimações foram feitas através do Método dos Quadrados Mínimos Ordinários (MQO), a variável dependente foi a variação real da ação da Usiminas e as variáveis independentes foram as variações dos índices de mercado, a variação da taxa de câmbio e as *dummies*, cujo objetivo era incorporar eventos econômicos importantes na análise.

As *dummies* têm dois objetivos principais na análise: o primeiro é aumentar a robustez do modelo e o segundo é isolar o impacto do câmbio. Momentos de crise provocam forte desvalorização no mercado de capitais e no mercado de câmbio. A relação entre o câmbio e o

retorno da ação nesse caso não é necessariamente de causa e efeito, mas sim reflexo de um evento temporal e momentâneo.

O primeiro evento, representado pela *dummy* D_{1t} , representa a mudança do câmbio fixo para o câmbio variável. Esse evento tem grande impacto no modelo uma vez que a variação cambial no período de câmbio fixo tinha maior previsibilidade. A partir da implantação do câmbio variável, a relação mudou e a volatilidade aumentou significativamente. Essa mudança ocorreu em 1999, e em consequência foi criada uma variável que assume valor zero até 1998 e valor um a partir de janeiro de 1999.

A segunda *dummy* (D_{2t}) representa a crise de 2002. Esse período foi caracterizado por uma grande incerteza com a eleição presidencial ocorrida neste mesmo ano. O pleito gerou uma onda de insegurança nos mercados, pois os investidores estavam receosos sobre a manutenção de políticas que vinham logrando êxito no governo anterior. A volatilidade do câmbio no período foi muito elevada. A variável recebe valor um para todos os meses do ano de 2002 e zero para o restante da amostra.

A terceira *dummy* (D_{3t}) representa o período da crise internacional de 2008-2009. A crise teve origem na bolha das hipotecas (*mortgages*) americana que culminou numa onda de falências de instituições financeiras americanas e teve reflexos em todo o globo. A crise levou a uma redução significativa da liquidez mundial. A resolução da crise se iniciou com intervenção do governo americano dando socorro (*bail out*) às instituições financeiras. No Brasil, a crise foi mais sentida durante o quarto trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009 quando houve queda do PIB brasileiro. A variável binária assume valor um de outubro de 2008 até março de 2009 e no restante do tempo o valor da *dummy* é zero.

A quarta *dummy* (D_{4t}) é referente ao período compreendido entre 2014 e 2016. Nesse intervalo, o PIB brasileiro teve sucessivas quedas. A origem da crise foi o afrouxamento das contas públicas e da política monetária com o objetivo de desenvolvimento capitaneado pelo Estado. A recessão levou a aumento do desemprego, aumento da inflação, desvalorização cambial, uma grave crise fiscal e ao *impeachment* da presidente Dilma. A variável binária assume valor um de abril de 2014 até agosto de 2016 e no restante do tempo zero.

A quinta *dummy* (D_{5t}) se refere a valorizações cambiais ocorridas. A inserção da *dummy* tem o objetivo de verificar se a exposição cambial ocorre de forma assimétrica. Mais especificamente, a *dummy* permite que o coeficiente da variação cambial assumam um valor no

caso de uma valorização cambial e outro no caso de uma desvalorização cambial. A variável binária assume o valor um quando ocorre depreciação¹ cambial e assume o valor zero para todas as observações onde ocorre apreciação do câmbio.

Os resultados encontrados reforçam a evidência de que a variação cambial afeta o retorno real das ações da Usiminas em diversos cenários. Essas implicações corroboram que, apesar dos mecanismos de proteção cambial utilizados pela empresa, o *valuation* da ação, feito pelos investidores, é impactado por flutuações cambiais.

O restante deste texto está organizado da seguinte maneira: no capítulo I, é feita uma revisão bibliográfica de textos relevantes do tema; no capítulo II, é feita uma análise da empresa em questão; no capítulo posterior, são apresentadas as estatísticas descritivas dos dados em análise; no capítulo IV, as análises econométricas são realizadas; e, por último, são feitas as considerações finais.

¹Krugman e Obstfeld (1997) definem os termos desvalorização e depreciação (e valorização e apreciação) de formas distintas, segundo os autores: "a desvalorização (valorização) reflete uma decisão deliberada do governo, enquanto a depreciação (apreciação) é um reflexo das ações do governo e das forças de mercado agindo conjuntamente". De outra forma, a depreciação é o aumento da taxa de câmbio quando o câmbio flutua e desvalorização é um aumento da taxa quando a taxa de câmbio é fixa. Entretanto, os termos serão utilizados alternadamente com o mesmo significado ao longo deste trabalho.

CAPÍTULO I – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O tema estudado possui ampla bibliografia disponível, e os tópicos que antecederam a discussão sobre o assunto foram sobre como a taxa de juros e a inflação impactavam o retorno da empresa. Esses estudos já estavam bem difundidos enquanto o impacto da taxa de câmbio, uma importante fonte de incerteza para multinacionais, não era sujeito a estudos empíricos.

Cabe aqui esclarecer alguns termos utilizados ao longo do trabalho. O risco cambial é definido como a variabilidade do valor da firma devido à incerteza na evolução da taxa de câmbio, isto é, o impacto de choques cambiais no valor da firma. A exposição cambial, termo que será exaustivamente utilizado no trabalho, refere-se ao grau em que a firma é afetada devido a alterações na taxa de câmbio. O risco de conversão (ou de transposição ou contabilístico) surge da necessidade, para fins de consolidação de livros fiscais, de converter os resultados das operações externas da moeda local para a moeda de origem da empresa. Esse risco representa perdas e ganhos somente no papel, possui natureza retrospectiva e de curto prazo. O risco transacional decorre da possibilidade de incorrer em ganhos ou perdas cambiais nas transações já assumidas em moeda estrangeira, sendo assim representa perdas e ganhos reais e possui tanto natureza retrospectiva quanto prospectiva e de curto prazo. O risco econômico é definido como a extensão da mudança no valor da firma, mensurado pelo valor presente do fluxo de caixa esperado, quando ocorrem alterações na taxa de câmbio. Possui natureza de longo prazo, além disso, é o mais difícil de mensurar e mitigar.

Um dos precursores do tema foi Jorion, que escreveu o primeiro artigo relacionado ao assunto em 1990. Neste artigo, o autor buscou examinar a exposição cambial das multinacionais norte-americanas. O estudo partiu da premissa que a taxa de câmbio afetava o valor da firma, e para medir a exposição foi utilizado o coeficiente da regressão linear do valor da firma, em dólares, na taxa de câmbio. Para o autor, a exposição ao risco cambial é relacionada à fração das vendas totais das multinacionais americanas feitas no mercado exterior. O autor provou as proposições iniciais do artigo encontrando exposição positiva e estatisticamente significativa ao grau de envolvimento em negócios no exterior, e, reciprocamente, a exposição cambial de empresas sem operações internacionais não era significativa.

Chiao e Hung (2000) analisaram a exposição cambial de empresas exportadoras taiwanesas. Os autores não puderam afirmar que, individualmente, a maioria das firmas estava exposta ao risco cambial, entretanto, no agregado, eles não rejeitaram a hipótese de que as firmas estariam expostas ao risco. No artigo, além da taxa de câmbio, os autores inseriram outras variáveis explicativas na regressão, referentes aos eventos de liberalização da economia nacional que foram três durante o período analisado. Ao final, Chiao e Hung afirmaram que os possíveis determinantes da exposição cambial são: razão da exportação sobre as vendas totais, tamanho da firma e o período dos três eventos de liberalização.

Marshall (2000) estudou a gestão do risco cambial de multinacionais nos EUA, Reino Unido e na região do Pacífico na Ásia. Porém mais do que a gestão do risco, o estudo buscou responder de quais riscos essas multinacionais buscam se proteger e quais são os instrumentos utilizados para atingir tal objetivo. O artigo foi elaborado a partir de surveys enviadas a 200 grandes empresas multinacionais de cada região. Das respostas obtidas foi auferido que as diferenças na importância e objetivos da gestão do risco cambial, a ênfase no risco transacional e contábilístico, as técnicas internas e/ou externas utilizadas na mitigação dos riscos e as políticas para lidar com riscos econômicos são relacionadas à região, ao tamanho da empresa, à fração dos negócios feitos no exterior e ao setor de atuação da empresa.

Segundo o autor, os principais objetivos para gestão do risco cambial são a minimização da flutuação das receitas e a busca da certeza no fluxo de caixa, com maior importância para o segundo nas empresas da região do Pacífico. As empresas no geral consideram o risco cambial tão ou mais importante que o próprio risco do negócio. A maioria das empresas participantes do estudo colocou maior importância no risco transacional em detrimento ao risco de conversão, entretanto, empresas de maior porte com grande quantidade de negócios no exterior elencaram o risco de conversão como o mais importante. Quanto aos mecanismos de proteção, foi encontrado que para o risco de conversão, o principal método interno usado é o *hedging* do balanço, enquanto casamento e compensação dos fluxos são os métodos internos predominantes para o gerenciamento de risco transacional. O método externo mais popular para a gestão do risco transacional e de conversão é o contrato a termo, embora swaps de moeda também sejam bastante utilizados no Reino Unido.

Outro ponto que o autor destacou é que, apesar da literatura acadêmica sugerir que há um forte argumento para a gestão do risco econômico, algumas empresas alegaram que não conseguem quantificar esse risco ou que não existem mecanismos efetivos para mitigá-lo. No

entanto, há uma vasta gama de métodos utilizados por parte das multinacionais de todas as regiões, uma vez que não existe um método definitivo para tratar o risco econômico como seria esperado devido à natureza dele.

Takaki (2011) examinou o impacto da variação da taxa de câmbio sobre o retorno das ações CEMIG. O trabalho analisa o período compreendido entre janeiro de 1995 e abril de 2011. O autor realizou uma série de testes econométricos utilizando as variações do preço da ação, do câmbio e do mercado com variáveis *dummies* que representam eventos econômicos importantes. Os eventos que o autor colocou na análise foram: mudança do câmbio fixo para flutuante, a eleição presidencial de 2002 e a crise global de 2008. Os resultados empíricos mostraram baixa relação do câmbio com o retorno real da ação.

Gurfinkel (2012) utilizou um arcabouço semelhante ao de Takaki para avaliar o impacto da variação cambial no retorno real das ações da SABESP. O período de análise do trabalho é de novembro de 1996 a julho de 2011. Verificou-se que a relação entre o câmbio e o retorno da ação é negativa, isto é, quando ocorre uma desvalorização cambial a ação sofreria uma variação negativa, entretanto, durante a crise da dívida soberana de 2010 essa relação se inverte. Os resultados foram estatisticamente significativos.

Pontes (2010) fez análise semelhante com a empresa Aracruz Celulose. O período de análise do estudo compreende o período de janeiro de 1995 até outubro de 2009. Comprovou-se uma relação positiva entre a variação do câmbio e o valor da ação da empresa, isto é, uma desvalorização cambial ocasiona uma variação positiva no valor da ação. Dois eventos econômicos foram relevantes na análise econométrica: a mudança de câmbio e a crise financeira global de 2008.

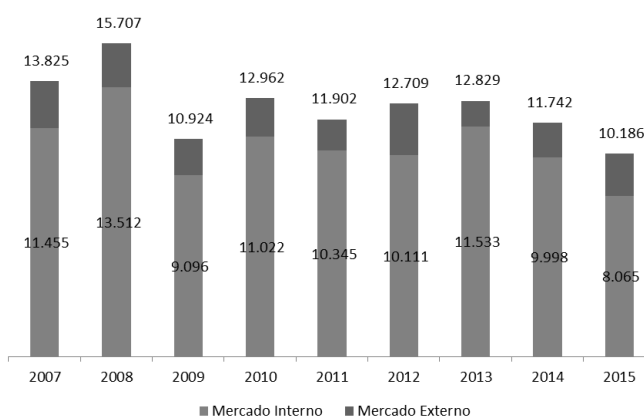
CAPÍTULO II – A USIMINAS

A Usiminas foi fundada em 1956, durante o governo Juscelino Kubitscheck. Originalmente como uma empresa estatal, entrou em operação em 1962 e foi privatizada em 1991. Desde sua origem, foi um dos maiores grupos siderúrgicos brasileiros, com atuação em diversos segmentos da cadeia de valor do aço, como mineração, logística, bens de capital, siderurgia e transformação do aço.

De maneira geral, a Usiminas extrai o minério de ferro e o transforma em aço, vende produtos de todas as etapas da cadeia de valor do aço, além de oferecer soluções logísticas. O Grupo Usiminas é dividido em quatro unidades de negócio: mineração, siderurgia, transformação do aço com a Soluções Usiminas e bens de capital com a Usiminas Mecânica.

A empresa fornece produtos para os segmentos de construção civil, construção naval, tubos, eletrodomésticos, embalagens, máquinas e equipamentos, automóveis e peças para automóveis. Apesar de ser voltada para o mercado nacional, a empresa também exporta seus produtos para países como China, Colômbia, Chile, Tailândia, Estados Unidos e Argentina. O gráfico 1 ilustra a divisão da receita líquida entre mercado interno e externo.

Gráfico 1 Evolução da receita líquida (em R\$ nominais) da Usiminas decomposta por mercado externo e interno
Fonte: Elaboração do autor



Na amostra, o mercado externo representou a menor fatia da receita líquida em 2013, quando a proporção em relação ao total alcançou 10% isso ocorreu devido ao cenário de crise global e ao aquecimento no mercado nacional. O maior percentual foi em 2015, alcançando

21% do total devido à crise brasileira. Desde 2013, o valor das vendas no mercado interno vem caindo ao passo que no mercado externo as vendas vêm subindo, entretanto, o movimento não se compensou fazendo a receita total cair.

A empresa foi a primeira a ser privatizada dentro do programa de privatização do governo federal (PND – Programa Nacional de Desestatização), em 1991. Após o processo de privatização, a Usiminas empreendeu um abrangente processo de modernização administrativa e tecnológica. A Usiminas tem capital aberto com ações negociadas na BM&FBovespa, em Nova York no Mercado de Balcão (OTC) com ADR Nível I e na Bolsa de Madrid (Latibex).

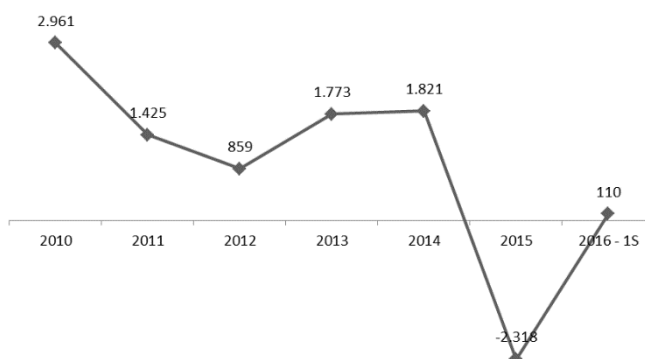
Com forte presença no território nacional, a Usiminas possui plantas distribuídas ao longo das regiões Nordeste, Sul e Sudeste. A empresa tem como objetivo ficar perto de seus clientes, por isso, ela se encontra nos locais mais industrializados do Brasil e que concentram grande parte do PIB nacional.

A unidade de mineração da Usiminas está localizada na região de Serra Azul (MG), próxima às cidades de Itatiaiuçu e Itaúna, no quadrilátero ferrífero de Minas Gerais. O minério de ferro produzido é escoado através de ferrovias para as Usinas Siderúrgicas de Cubatão-SP, Ipatinga-MG e para o porto de Itaguaí-RJ. A usina siderúrgica de Cubatão direciona a sua produção para seus clientes nacionais ou para o porto de Cubatão enquanto a usina de Ipatinga destina sua produção para o porto de Tubarão em Vitória-ES e para seus clientes nacionais. A Soluções Usiminas está presente em oito estados: MG, SP, RS, ES, BA e PE. A Usiminas Mecânica possui operações em Ipatinga-MG, Congonhas-MG e Cubatão-SP. A localização das unidades foi pensada de forma estratégica com o objetivo de aproximar matérias-primas e clientes proporcionando maior agilidade logística e redução de custos.

A Usiminas tem apresentado resultados inconsistentes nos últimos anos. Entre os anos de 2010 e 2012 o EBTIDA (geração de caixa operacional da companhia) caiu, o indicador se recuperou em 2013 e 2014, porém, voltou a cair em 2015, dessa vez acentuadamente. As explicações para o resultado de 2015 são o aumento do preço das matérias-primas, aumento da concorrência dos importados, desvalorização cambial, mudanças no preço do mercado internacional e, principalmente, o efeito contábil do lançamento da redução de ativos (*impairment*) no valor de R\$ 2.557,533 MM. O resultado de 2016 até o segundo semestre mostra sinais de recuperação. O gráfico 2 ilustra a evolução do EBTIDA nos últimos 6 anos.

Gráfico 2 Evolução EBTIDA (R\$ MM)

Fonte: Elaboração do autor



A estrutura de capital da Usiminas possui grande participação de capitais de terceiros, o que significa um serviço de dívida elevado e, além disso, um maior risco de a empresa se tornar insolvente. Com a geração de caixa operacional baixa o risco de a empresa ficar inadimplente é elevado, ademais, os índices de endividamento da empresa estão se agravando conforme ilustrado na tabela 1.

Tabela 1 Índices de endividamento da Usiminas

Fonte: Elaboração do autor

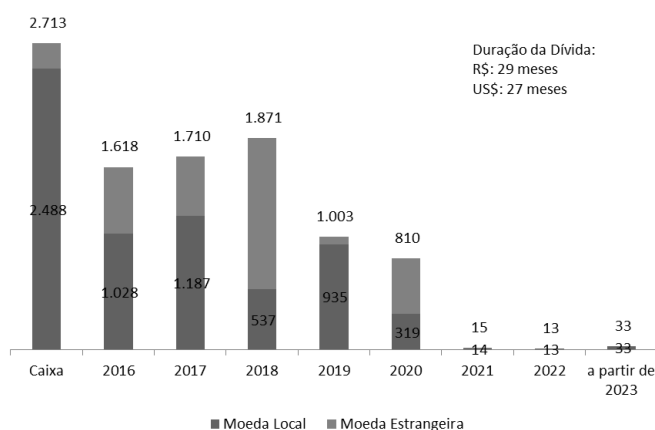
Ano	Passivo Total / Patrimônio Líquido	Dívida Bruta / Patrimônio Líquido	Dívida Líquida / EBTIDA LTM	Índice de Cobertura de Juros
2010	67,21%	42,79%	0,83x	0,24x
2011	75,45%	47,95%	0,36x	0,88x
2012	77,03%	45,62%	0,23x	-2,54x
2013	66,50%	36,65%	0,52x	1,09x
2014	62,48%	35,72%	0,47x	0,92x
2015	85,13%	52,60%	-0,40x	-0,16x
2016	82,58%	49,20%	0,02x	-0,60x

Os dois primeiros indicadores representam o quanto a empresa está alavancada com capital de terceiros. O primeiro utiliza o passivo total como numerador e o segundo os empréstimos, os financiamentos bancários e as debêntures emitidas ainda válidas. Esses índices isoladamente não dizem muita coisa uma vez que empresas podem ficar mais alavancadas se os seus resultados operacionais são elevados e estáveis. O indicador da terceira coluna é a dívida líquida sobre o EBTIDA LTM (últimos doze meses), e é um índice que, quanto maior for, melhor, e representa a quantidade de vezes nas quais a dívida pode ser paga com a geração de caixa operacional dos últimos doze meses, e ele está se deteriorando nos últimos anos. O último índice é o EBIT (lucro antes dos juros e tributos) sobre a despesa de

juros. O índice mostra quantas vezes se pode pagar a despesa com juros com o resultado operacional, o indicador igual a um representa que todo o resultado operacional é utilizado para pagar juros.

A dívida da Usiminas tem um perfil de curto prazo com muitos empréstimos vencendo dentro do período de 2 anos conforme gráfico 3.

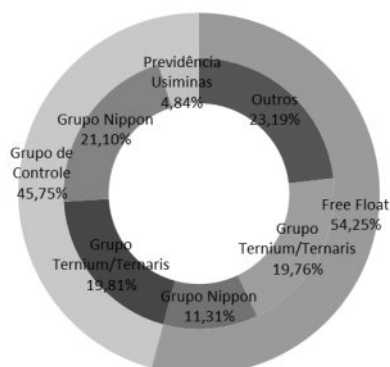
Gráfico 3 Perfil da dívida da Usiminas
Fonte: Elaboração do autor



A dívida é uma preocupação tão grande da Usiminas que o Relatório da Administração sobre as Demonstrações Financeiras relativas ao exercício findo em 31/12/2015 deixa transparente que o plano estratégico da Companhia para 2016 tem foco principal na adequação dos desembolsos financeiros à nova realidade econômica. O plano, além de focar na geração de caixa operacional e na administração estrita do capital de giro e investimentos de capital, prevê proposta de aumento de capital social, alongamento dos prazos e renovação das dívidas financeiras vincendas em 2016, acesso ao caixa disponível de empresas ligadas e venda de ativos não estratégicos.

O aumento de capital ocorrido em 19/07/2016 como parte do plano estratégico, além de ser condição exigida pelos bancos para renegociação da dívida. Assim, o capital social da Companhia passou a ser de R\$13.200.294.935,04, dividido em 1.253.079.108 ações, sendo 705.260.684 ações ordinárias, 547.740.661 ações preferenciais classe A e 77.763 ações preferenciais classe B, todas escriturais, sem valor nominal. Dessa forma, a participação do Grupo de Controle nas ações ordinárias está ilustrada no gráfico 4.

Gráfico 4 Grupo de controle da Usiminas
Fonte: Elaboração do autor



A Usiminas foi listada na bolsa de valores de São Paulo (BM&FBovespa) em 1991, onde possui três papéis em negociação:

- USIM3 – Usiminas Ordinária: Proporciona participação nos resultados econômicos da empresa e concede ao titular o direito de voto em assembleia.
- USIM5 – Usiminas Preferencial “A”: Oferece ao detentor prioridade no recebimento de dividendos ou, em caso de dissolução da empresa, no reembolso de capital. Não concede direito de voto em assembleia.
- USIM6 – Usiminas Preferencial “B”: Oferece ao detentor prioridade no recebimento de dividendos ou, em caso de dissolução da empresa, no reembolso de capital. Não concede direito de voto em assembleia. Basicamente semelhante à USIM5 – Usiminas Preferencial “A”.

O papel escolhido para ser utilizado na análise econométrica é a ação USIM5 – Usiminas Preferencial “A” por ser o mais negociado. No período de 2010 a 2015, a ação USIM5 teve 116.539,09 milhões de reais em volume de negociação enquanto a USIM3 teve R\$ 13.988,72 MM e a USIM6 R\$ 0,77 MM.

CAPÍTULO III – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Os dados das ações e índices do mercado acionário foram extraídos da Comdinheiro. Apesar dos dados de ações e índices possuírem periodicidade diária, foi utilizada a média mensal do preço de fechamento diário, e isso se deve à periodicidade do índice de inflação. De acordo com Costa Jr(2000), para calcular o retorno das ações foi utilizado o preço diário da ação no fechamento ajustado de seus dividendos e proventos.

Dois índices de mercado são utilizados ao longo do trabalho: o Ibovespa e o IGC-NM. O primeiro tem o objetivo de ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro, e o segundo é o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de emissão de empresas que apresentem bons níveis de governança corporativa, listadas no Novo Mercado da BM&FBOVESPA, sendo mais restritivo que o Ibovespa. A ação USIM5 faz parte do primeiro, mas não do segundo.

A taxa de câmbio foi extraída da mesma base de dados. Foi utilizado o dólar PTAX, valor de venda, que tem o seu preço calculado a partir do valor médio de todas as taxas praticadas no mercado ao longo do dia, cujo índice é divulgado diariamente pelo BACEN. Apesar dos dados estarem disponíveis diariamente, foi utilizada a taxa média mensal dos fechamentos diários do câmbio em R\$/US\$.

Com o objetivo de captar a variação real dos ativos, os valores nominais das ações e dos índices foram normalizados pela taxa de inflação. O índice de inflação utilizado foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), obtido também na Comdinheiro. A variável de interesse utilizada para realizar as regressões foi

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{I_t}\right) - \ln\left(\frac{P_{t-1}}{I_{t-1}}\right).$$

Algebricamente, essa expressão seria equivalente a

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right),$$

onde P_t corresponde ao preço da ação ou índice na data t e I_t se refere ao IPCA na data t . A última opção é interessante, pois é possível obter as variáveis de interesse a partir das variações nominais dos índices.

O período de análise foi de 29/12/1994 até 31/12/2016.

Os dados, depois de tratados, foram sumarizados na tabela 2. A tabela mostra quantidade de observações, média, desvio-padrão, mínimo e máximo das variáveis de interesse do estudo.

Tabela 2 Estatísticas do Ibovespa categorizadas por ano
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Número de Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
PTAX	264	0.520	4.104	-11.305	24.229
Ibovespa	264	0.381	7.685	-28.700	22.250
USIM5	264	-0.039	14.205	-48.559	59.910
IGCNM	120	0.032	5.845	-31.599	17.668

O período analisado é bastante extenso, sendo assim as estatísticas totais da série não fornecem muita informação sobre tendências. Com o objetivo de tabular os dados, foram elaboradas as tabelas de 3 a 6. As estatísticas disponibilizadas são as mesmas da tabela 2, mas abertas por ano.

Tabela 3 Estatísticas da taxa de câmbio categorizadas por ano
Fonte: Elaboração do autor

Ano	Número de Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1995	12	1.084	0.930	1.752	-1.126	5.625
1996	12	0.572	0.574	0.078	0.420	0.690
1997	12	0.591	0.589	0.084	0.401	0.701
1998	12	0.661	0.617	0.144	0.448	0.965
1999	12	3.539	1.437	10.160	-11.305	24.229
2000	12	0.527	0.708	1.984	-2.145	3.569
2001	12	1.543	2.948	4.512	-7.465	6.217
2002	12	3.580	3.772	5.578	-6.220	12.998
2003	12	-1.800	-2.303	4.199	-10.005	4.337
2004	12	-0.612	-1.227	2.876	-3.793	6.476
2005	12	-1.445	-1.670	2.774	-5.024	4.032
2006	12	-0.510	-0.486	2.136	-5.048	3.172
2007	12	-1.546	-2.254	2.439	-5.327	4.324
2008	12	2.443	-0.878	6.581	-2.657	18.849
2009	12	-2.611	-2.543	2.626	-6.797	1.390
2010	12	-0.275	-0.870	2.231	-3.076	3.414
2011	12	0.678	0.296	3.317	-4.478	9.136
2012	12	1.027	0.287	3.040	-4.065	6.832
2013	12	1.010	1.294	3.396	-3.672	6.567
2014	12	0.984	1.104	2.660	-4.095	4.828
2015	12	3.192	2.048	4.919	-3.114	10.858
2016	12	-1.199	-1.996	3.524	-7.032	4.786
Total	264	0.520	0.490	4.104	-11.305	24.229

Tabela 4 Estatísticas do Ibovespa categorizadas por ano
Fonte: Elaboração do autor

Ano	Número de Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1995	12	-2.301	-2.117	11.315	-18.823	14.651
1996	12	3.164	2.862	4.842	-7.054	10.852
1997	12	2.494	5.707	10.801	-26.233	12.329
1998	12	-2.535	0.531	14.132	-27.487	21.055
1999	12	5.356	6.706	9.758	-10.630	22.250
2000	12	-0.691	0.183	7.644	-13.068	11.106
2001	12	-1.447	-2.416	9.661	-20.005	14.767
2002	12	-2.700	-3.564	5.942	-13.747	5.884
2003	12	4.832	5.231	6.467	-11.965	13.105
2004	12	0.957	1.935	6.545	-14.948	9.371
2005	12	1.709	3.008	5.606	-8.990	9.690
2006	12	1.976	3.270	4.956	-10.502	8.245
2007	12	2.820	3.890	5.242	-7.924	10.326
2008	12	-4.851	-6.441	10.069	-28.700	9.519
2009	12	4.608	3.450	4.606	-1.931	13.079
2010	12	-0.424	0.774	4.312	-11.219	4.123
2011	12	-2.003	-1.105	4.293	-11.917	3.820
2012	12	-0.163	0.491	5.276	-9.459	7.140
2013	12	-1.809	-2.713	5.224	-11.411	6.545
2014	12	-0.647	-0.626	4.779	-7.676	8.318
2015	12	-1.802	-2.381	4.341	-8.044	7.095
2016	12	1.850	2.006	7.799	-13.836	17.690
Total	264	0.381	1.168	7.685	-28.700	22.250

Tabela 5 Estatísticas da ação USIM5 categorizada por ano
Fonte: Elaboração do autor

Ano	Número de Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1995	12	-4.768	-4.640	5.767	-14.875	3.145
1996	12	1.691	-0.260	6.639	-3.793	17.880
1997	12	-4.193	-0.843	13.321	-36.513	12.132
1998	12	-5.163	-7.133	16.418	-24.788	22.849
1999	12	10.050	8.515	17.484	-18.677	46.089
2000	12	-0.621	-3.480	10.008	-11.442	16.347
2001	12	-3.005	-6.663	16.641	-23.174	28.366
2002	12	-0.760	0.315	10.291	-16.914	14.833
2003	12	12.800	11.686	8.382	1.590	25.943
2004	12	4.563	8.671	14.219	-27.402	21.514
2005	12	0.689	1.443	12.606	-17.451	16.792
2006	12	3.187	3.703	7.094	-7.206	16.824
2007	12	4.217	3.880	6.874	-4.217	17.045
2008	12	-6.516	-5.981	19.625	-45.852	20.450
2009	12	5.537	4.176	9.198	-8.415	21.789
2010	12	-2.467	-3.279	9.156	-20.776	13.503
2011	12	-5.447	-5.110	7.209	-19.604	4.205
2012	12	1.069	5.917	16.708	-30.680	26.113
2013	12	0.207	2.889	12.223	-17.553	24.575
2014	12	-8.853	-7.942	8.523	-25.733	3.483
2015	12	-9.666	-15.363	18.366	-45.062	22.531
2016	12	6.581	2.459	27.452	-48.559	59.910
Total	264	-0.039	-0.253	14.205	-48.559	59.910

Tabela 6 Estatísticas do IGC-NM categorizada por ano
Fonte: Elaboração do autor

Ano	Número de Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
2007	12	2.468	1.683	4.370	-3.131	11.319
2008	12	-7.824	-6.800	9.318	-31.599	2.865
2009	12	5.460	4.623	5.993	-1.899	17.668
2010	12	1.183	1.426	3.765	-4.383	5.881
2011	12	-0.997	-0.292	3.837	-7.186	4.306
2012	12	1.178	0.998	3.716	-4.556	8.129
2013	12	-0.432	-0.815	3.253	-7.511	4.189
2014	12	0.020	1.766	3.902	-5.321	5.456
2015	12	-1.128	-1.281	3.670	-6.100	6.101
2016	12	0.398	0.819	5.830	-11.135	10.577
Total	120	0.032	0.370	5.845	-31.599	17.668

A evolução dos valores dos ativos está demonstrada nos gráficos de 5 a 8. Os quatro principais momentos de choques cambiais enfrentados pelo Brasil desde 1994 estão destacados no gráfico respectivamente: mudança do câmbio fixo para variável, crise presidencial de 2002, crise dos subprimes de 2008 e por último a crise política que assolou o Brasil entre os anos de 2014 e 2016. Os inícios (I) e fins (F) dos períodos de choque cambial

estão marcados nos gráficos. Esses períodos serão utilizados nos modelos do próximo capítulo.

Gráfico 5 Evolução da taxa de câmbio nominal (índice 100)

Fonte: Elaboração do autor

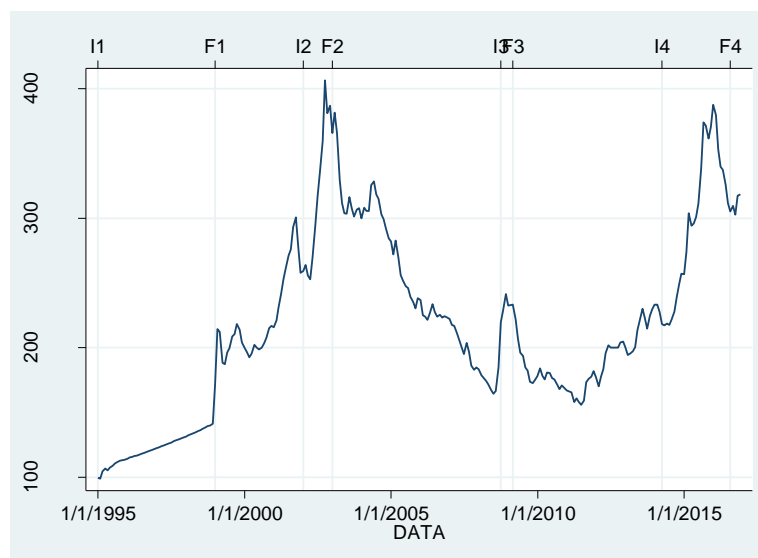


Gráfico 6 Evolução do Ibovespa (índice 100)

Fonte: Elaboração do autor



Gráfico 7 Evolução do Índice de Governança Corporativa – Novo Mercado (índice 100)

Fonte: Elaboração do autor

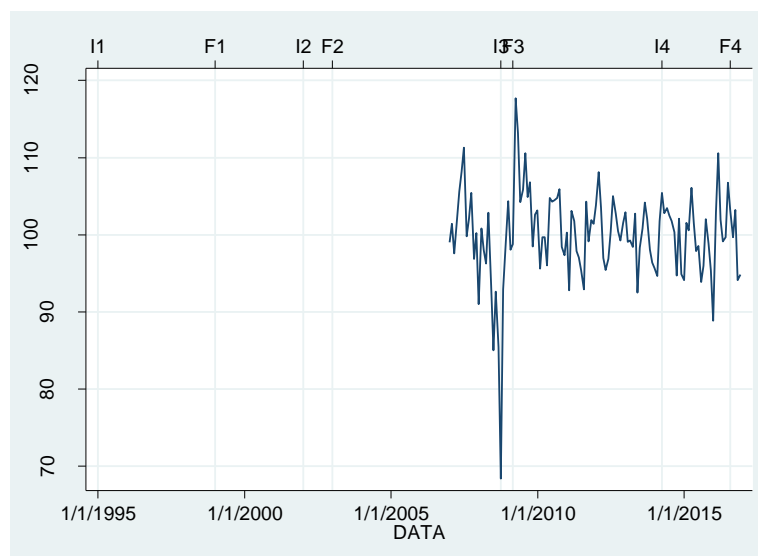
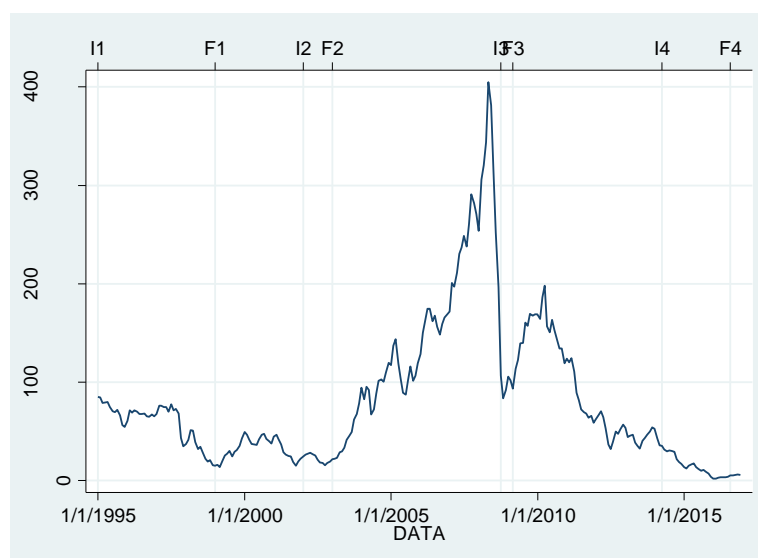


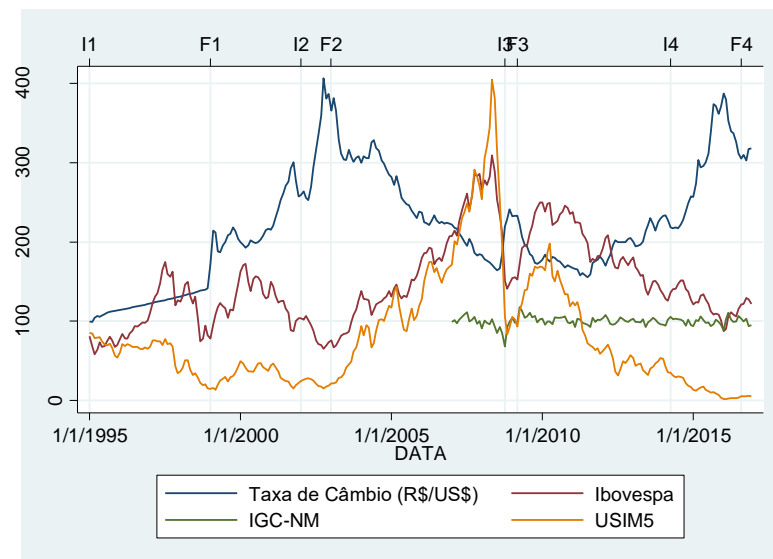
Gráfico 8 Evolução da ação USIM5 (índice 100)

Fonte: Elaboração do autor



É interessante notar o comportamento divergente entre a taxa de câmbio e os demais ativos nos períodos de choque. O gráfico 9 ilustra a evolução de todos os ativos compilados em um único gráfico. Para cada um desses períodos foi criada uma variável *dummy* que será utilizada nas análises econométricas do capítulo a seguir.

Gráfico 9 Evolução dos ativos selecionados (índice 100)
Fonte: Elaboração do autor

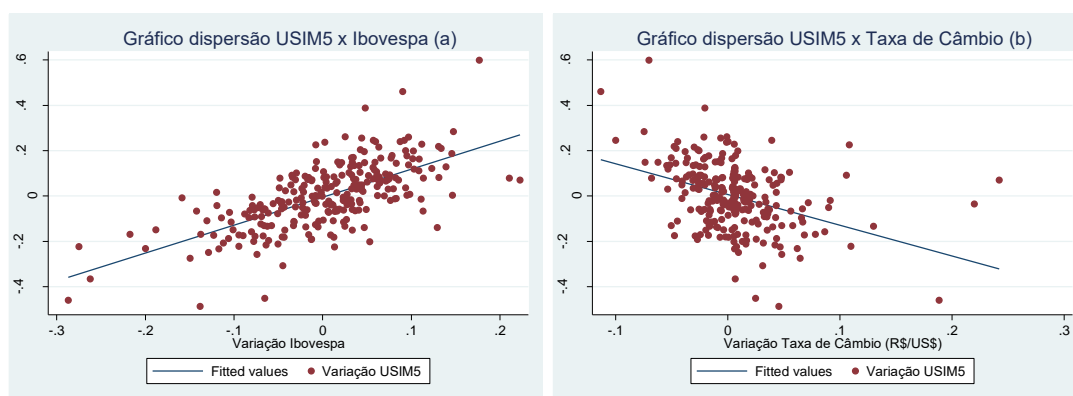


CAPÍTULO IV – ANÁLISE ECONOMETRICA

O presente capítulo tem por objetivo relacionar as variáveis através de regressões múltiplas, interpretar esses resultados e, ao fim, refutar ou confirmar o impacto do câmbio sobre o retorno real das ações ordinárias da Usiminas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo identificadas pelo *ticker* USIM5.

Gráfico 10 Dispersão entre a variação dos preços mensais da USIM5 e Ibovespa (a) e taxa de câmbio (b), a linha “*fitted values*” é a curva de regressão entre as duas variáveis.

Fonte: Elaboração do autor



O gráfico 10(a) ilustra a relação entre as variações da Ibovespa e o preço da ação. No eixo das ordenadas, é mostrada a variação do preço da ação e, no eixo das abcissas, é ilustrada a variação do Ibovespa. Cada ponto vermelho no gráfico é um dado mensal, um binômio que reúne o retorno da ação e o retorno do Ibovespa. Quanto mais para cima maior a variação do preço da ação e quanto mais para a direita maior a variação do Ibovespa. A reta no gráfico é a linha que melhor se ajusta, através de MQO, aos pontos do gráfico. Por sua vez o gráfico 10(b) mostra a relação entre a variação do câmbio e o preço da ação da Usiminas.

A relação no gráfico 10(a) é positiva, isto é, um aumento no Ibovespa normalmente ocasiona um aumento no valor da ação da Usiminas, enquanto o gráfico 10(b) mostra uma relação negativa, ou seja, um aumento no valor do dólar costuma provocar uma depreciação do preço da ação.

Em todas as regressões, a variável dependente será o retorno real da ação USIM5 e as variáveis independentes serão a taxa de câmbio, o índice de mercado (Ibovespa, IGC-NM) e

as *dummies* referentes aos períodos de choques cambiais. O período de análise é de janeiro de 1994 até junho de 2016. Em regressões nas quais o IGC-NM foi utilizado, o período foi reduzido para janeiro de 2007 até junho de 2016, pois é o período que coincide com o início da divulgação da série.

IV.1 Modelo inicial

O primeiro modelo da análise econométrica utiliza a variação do preço da ação da Usiminas como variável dependente e a variação do Ibovespa e do câmbio como variáveis independentes, conforme a equação

$$r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \varepsilon_t,$$

onde r_t é retorno real da ação USIM5, R_t é a variação do Ibovespa, S_t é a variação da taxa de câmbio, ε_t é o erro aleatório e $\alpha_0, \beta_0, \gamma_0$ são os coeficiente da regressão.

Os coeficientes serão calculados através do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), mas os valores do erro-padrão serão estimados de acordo com o resultado do teste de Durbin-Watson. Esse teste determina se há autocorrelação de primeira ordem nos resíduos de uma regressão. Segundo Gujarati e Porter (2011), “a autocorrelação pode ser definida como correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo [como as séries temporais] ou no espaço [como nos dados de corte transversal]”.

O teste de Durbin-Watson tem como hipótese nula a independência dos resíduos. Quando a hipótese nula é rejeitada, os estimadores do MQO padrão não são consistentes e, com isso, devem ser utilizados estimadores consistentes com a presença de autocorrelação. O estimador robusto de Newey-West será utilizado quando a autocorrelação for diagnosticada. O estimador também é consistente na presença de heterocedasticidade. Os estimadores de Newey West foram usados em todas as regressões do trabalho com exceção da regressão IV.10.

O resultado da primeira regressão está ilustrado na tabela 7.

Tabela 7 Resultado da Estimação (IV.1)

Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0.190493	0.750511	-0.253818	0.7998
R_t	1.121193	0.122470	9.154853	0.0000
S_t	-0.532198	0.168810	-3.152639	0.0018
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.523028
R^2	0.464510	Estatística-F		113.2019
R^2 Ajustado	0.460406	Prob(Estatística-F)		0.000000

Segundo Wooldridge (2002), um conjunto especial de exclusão de restrições é rotineiramente testado pela maioria dos pacotes de regressão. Estas restrições têm a mesma interpretação, independentemente do modelo. O objetivo é examinar a significância global da regressão e esse é o papel do teste F e da estatística-F. Esse teste avalia a hipótese nula de todos os coeficientes serem conjuntamente iguais à zero, já a hipótese alternativa é que algum dos coeficientes tenha valor diferente de zero. No modelo em questão, a regressão é estatisticamente significativa, pois pelo teste se pode refutar a hipótese nula ao nível de 1%, conforme demonstrado no indicador Prob(Estatística-F).

O coeficiente da variável R_t é estatisticamente significativo. O valor do indicador Prob é inferior a 1% e, por isso, podemos rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente é zero.

O coeficiente de R_t , em regressão feita isoladamente, é bastante relevante em finanças corporativas. Ele foi descrito por Sharpe (1964) e faz parte do arcabouço da teoria do CAPM. Ele é comumente chamado de beta e indica a volatilidade do investimento em relação ao mercado. De maneira geral, se o beta for superior a um o investimento é mais volátil que o mercado, enquanto que se o beta for inferior a um o ativo é menos volátil que o mercado. Na teoria do CAPM, o beta mede o risco do investimento que não pode ser reduzido através de diversificação.

O coeficiente da variável S_t é estatisticamente relevante ao nível de significância de 5% e o seu valor é -0.53, isto é, a variação do ativo USIM5 é oposta a variação taxa de câmbio, mas sua sensibilidade não é tão elevada quanto é em relação ao Ibovespa. Esse coeficiente é importante, pois ele representa o grau de exposição cambial do ativo. Se o grau de exposição for zero, ou não for significativo, o ativo não será afetado por variações cambiais. Nesse, porém, caso a exposição cambial é negativa e significativa.

A próxima regressão testará como é o comportamento do crescimento da variação cambial, isto é, se a concavidade do crescimento é para cima ou para baixo, e para isso será incluída a variável de variação de câmbio ao quadrado.

IV.2 Modelo inicial mais câmbio ao quadrado

A 1ª regressão mostrou que a USIM5 varia positivamente com o Ibovespa e negativamente com a taxa cambial, mas não se sabe se para variações muito grandes da taxa de câmbio o retorno real da ação tende a crescer mais rápido (concavidade voltada para cima) ou mais devagar (concavidade voltada para baixo), para isso será incluída a variável S_t^2 conforme modelo:

$$r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \mu_0 S_t^2 + \varepsilon_t,$$

onde S_t^2 é a variação da taxa de câmbio ao quadrado.

O resultado da regressão está ilustrado na tabela 8.

Tabela 8 Resultado da Estimação (IV.2)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0.583648	0.749058	-0.779176	0.4366
R_t	1.061550	0.139100	7.631577	0.0000
S_t	-0.852787	0.287825	-2.962863	0.0033
S_t^2	0.034168	0.014276	2.393289	0.0174
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.472193
R^2	0.474763	Estatística-F		78.33808
R^2 Ajustado	0.468702	Prob(Estatística-F)		0.000000

A regressão é estatisticamente significativa ao nível de 1% pelo teste F, isto é, os coeficientes não podem ser conjuntamente iguais à zero. Além disso, a regressão explica 47,47% do modelo populacional conforme o valor do R^2 .

Os coeficientes referentes à variação do Ibovespa e da taxa de câmbio são individualmente significativos ao nível de 1%, com p-valores de 0,0000 e 0,0033 respectivamente. Os sinais são iguais aos da regressão anterior, mas o módulo do coeficiente do Ibovespa diminuiu enquanto da taxa de câmbio aumentou.

O coeficiente do quadrado da variação cambial é positivo, o que leva a crer que o crescimento da taxa de câmbio apresenta uma curva com a concavidade voltada para cima. O coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de 5%.

A próxima etapa do trabalho é inserir as variáveis *dummies* referentes a choques cambiais que afetaram o Brasil ao longo dos anos. As variáveis binárias assumem valores de zero ou um. Gujarati e Porter (2011) definem de forma simples que essas variáveis “são essencialmente um dispositivo para classificar dados em categorias mutuamente exclusivas como homem ou mulher”. Tais variáveis são conhecidas ainda como variáveis indicadoras, de categoria, qualitativas ou binárias (*dummies*).

A adição das *dummies* tem por objetivo deixar o modelo mais robusto. A primeira *dummy* a ser adicionada trata da mudança do modelo de câmbio fixo para o modelo de câmbio variável feita no ano de 1999. Para esse propósito foi criada uma variável que assume valor zero até 1998 e a partir de janeiro de 1999 o seu valor passa a ser um.

IV.3 Impacto do câmbio flutuante

A regressão IV.2 continuou afirmando que o retorno do ativo varia positivamente com a variação do índice de mercado e negativamente com o câmbio, além disso, adicionou que o crescimento em relação ao câmbio segue uma trajetória com concavidade voltada para cima. Agora será inserida a primeira *dummy*, chamada de D_1 , que determina a passagem do câmbio fixo para o câmbio variável. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{1t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{1t} é a variável binária que assume valor zero até dezembro de 1998 e um a partir de janeiro de 1999.

O resultado do modelo é explicitado na tabela 9.

Tabela 9 Resultado da Estimação (IV.3)

Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0.018890	0.861864	-0.021917	0.9825
R_t	1.324693	0.199740	6.632075	0.0000
S_t	-0.532651	0.344209	-1.547466	0.1230
S_t^2	0.017347	0.014360	1.208037	0.2281
D_{1t}	-2.539366	2.018436	-1.258086	0.2095
$R_t D_{1t}$	-0.544701	0.240195	-2.267740	0.0242
$S_t D_{1t}$	-1.420899	2.603877	-0.545686	0.5858
$S_t^2 D_{1t}$	0.536394	0.446950	1.200120	0.2312
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.544475
R^2	0.500918	Estatística-F		36.70594
R^2 Ajustado	0.487271	Prob(Estatística-F)		0.000000

A interpretação da regressão com a variável *dummy* não é muito modificada. Pela ótica da taxa de câmbio, o coeficiente da regressão é γ_0 até 1999 e $\gamma_0 + \gamma_1$ a partir de 1999, quando a *dummy* assume valor um. A mesma lógica funciona para os demais coeficientes da regressão.

Ao analisarmos a regressão, a variação da taxa de câmbio impacta -0,53 no retorno real das ações da Usiminas até janeiro de 1999 e depois disso o impacto passa a ser de -1,95, isto é, um aumento de 1% na taxa de câmbio acarretaria um impacto negativo de 0,53% no retorno real das ações da Usiminas durante o período de câmbio fixo. Durante o período de câmbio variável, o impacto para o mesmo 1% de variação cambial provocaria no retorno real das ações da Usiminas uma variação de -1,95%.

Com a inserção da variável *dummy*, a amostra explica 50,00% do modelo populacional conforme o indicador R^2 , e a regressão é significativa ao nível de 1%, isto é, os coeficientes não são conjuntamente iguais à zero. Somente os coeficientes das variáveis R_t e $R_t D_1$ são estatisticamente significativos ao nível de 5%, todos os demais podem ser rejeitados ao mesmo nível.

As variáveis relacionadas ao câmbio apresentaram sinais opostos e não foram significativas ao nível de 5%, dessa forma, será realizado o teste de Wald ou teste dos coeficientes com o propósito de observar se os coeficientes podem ser concomitantemente iguais à zero ($\gamma_0 + \gamma_1 = 0$ e $\mu_0 + \mu_1 = 0$). O teste de Wald tem como hipótese nula que os coeficientes são conjuntamente iguais à zero, a hipótese alternativa contempla o oposto. O

teste para os coeficientes γ_0 e γ_1 apresentou p-valor de 0,2406, dessa forma, deve-se aceitar a hipótese nula ao nível de confiança de 5%. O mesmo teste foi feito para os coeficientes μ_0 e μ_1 desta vez o p-valor encontrado foi de 0,2235, consequentemente, deve-se acatar a hipótese nula ao nível de 5%.

Adicionalmente, todos os coeficientes das variáveis cambiais serão testados conjuntamente ($\gamma_0 + \gamma_1 + \mu_0 + \mu_1 = 0$). O teste apresenta p-valor de 0,0026, isto é, os coeficientes não se anulam ao nível de significância de 5% e, dessa forma, não se pode refutar a influência da variação da taxa de câmbio no modelo.

Em substituição à *dummy* de controle do câmbio flutuante, será inserida uma nova *dummy* referente ao ano de 2002, um período de detração dos índices econômicos com elevada flutuação no mercado de câmbio e de capitais. Conforme Giambiagi et al (2011): “Os problemas econômicos de 2002 refletiam, em parte, uma crise de desconfiança associada à incerteza em torno do que ocorreria com a política econômica a partir de 2003, com a posse do novo governo”. Os indicadores econômicos brasileiros deixavam claro o ambiente de dúvida, e entre eles Giambiagi et al (2011) destaca três:

- o risco-país, medido pelos C-Bonds, passou de 700 pontos em março de 2002 para mais de 2000 pontos-base em outubro do mesmo ano;
- a taxa de câmbio, que atingiu R\$/3,89US\$ no final de setembro de 2002, depois de fechar em R\$/2,32US\$ em março do mesmo ano, e;
- a inflação, que se elevou sensivelmente a partir de setembro, fechou em 5,5% ao ano ante previsão de 4% e a previsão de inflação para 2003 chegou a 11%.

A crise de 2002 não foi reflexo somente de um ambiente interno conturbado devido a um eventual governo do PT, o cenário externo também era de desconfiança, pois estava deteriorado após uma sucessão de crises financeiras em mercados emergentes. A crise asiática de 1997 atingiu conjuntamente diversas economias emergentes e gerou forte escassez de recursos externos para todos esses países. A crise da Rússia em 1998 foi uma consequência da falta de liquidez no mercado. A crise Argentina aconteceu em 2002 “com claro efeito de contágio sobre o Brasil” de acordo com Giambiagi et al (2011).

IV.4 Impacto do ano de 2002

A regressão IV.3, que inseriu a primeira variável *dummy* no modelo, acrescentou robustez, entretanto alguns coeficientes não foram estatisticamente significativos. A regressão IV.4 vai substituir a variável *dummy* da mudança de câmbio fixo para câmbio variável para o ano de 2002, período de grande incerteza sobre a economia brasileira. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{2t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{2t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{2t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{2t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{2t} é a variável binária que assume valor um de janeiro de 2002 até dezembro de 2002 e no restante do tempo o valor da *dummy* é zero.

O resultado do modelo é explicitado na tabela 10.

Tabela 10 Resultado da Estimação (IV.4)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0.797249	0.771490	-1.033389	0.3024
R_t	1.066643	0.141752	7.524719	0.0000
S_t	-0.895321	0.310310	-2.885247	0.0042
S_t^2	0.035465	0.014669	2.417720	0.0163
D_2	5.956380	1.585499	3.756786	0.0002
$R_t D_2$	-0.185994	0.226344	-0.821730	0.4120
$S_t D_2$	0.229875	0.427017	0.538326	0.5908
$S_t^2 D_2$	-0.063512	0.040666	-1.561807	0.1196
Observações	264	Est. Durbin-Watson	1.488099	
R^2	0.480409	Estatística-F	33.81358	
R^2 Ajustado	0.466201	Prob(Estatística-F)	0.000000	

A interpretação da variável *dummy* é a mesma do modelo anterior, o coeficiente do índice de mercado vale 1,07 nos anos diferentes de 2002 e 0,88 em 2002 à medida que o coeficiente da taxa de câmbio vale -0,90 em 2002 e -0.67 nos outros anos.

Com a inserção da variável *dummy*, a amostra explica 48,04% do modelo populacional e a regressão é significativa ao nível de 1%, isto é, os coeficientes não são conjuntamente iguais à zero. Os coeficientes das variáveis R_t , S_t , S_t^2 e D_2 são estatisticamente significativos ao nível de 5%, todos os demais podem ser rejeitados ao mesmo nível.

Os coeficientes γ_1 e μ_1 não foram significativos ao nível de 5%. A fim de se investigar a possibilidade de os dois serem iguais a zero, o teste de Wald deve ser realizado. O teste retorna o p-valor de 0,1793, isto é, a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de 5%.

Adicionalmente, serão testados os coeficientes β_1 , γ_1 e μ_1 . O teste tem o objetivo de avaliar se todas as variáveis que não foram estatisticamente significativas podem ser conjuntamente iguais à zero. O teste retornou o p-valor de 0,3243, isto é, os coeficientes se anulam ao nível de significância de 5%.

De qualquer modo, apesar dos resultados dos testes de Wald, a variação da taxa de câmbio tem influência no modelo. Entretanto, o destaque é que, apesar do ano de 2002 ter sido economicamente conturbado, a Usiminas teve bom desempenho. O coeficiente α_1 mostra a dimensão e direção do impacto.

Em substituição à *dummy* do ano de 2002, será inserida uma nova *dummy* referente ao período da crise internacional de 2008-2009. O período foi marcado pela crise financeira americana, originada pela bolha das hipotecas, que teve reflexos por todo o globo e resultou numa quebra generalizada de instituições financeiras americanas. O Brasil foi afetado pela crise em menor grau, como destaca Giambiagi et al (2011): “No que se refere à crise mundial de 2009, embora ela tenha castigado o país pela paralisia das fontes de crédito internacional e causado uma recessão por dois trimestres do nível de atividade no país, acabou tendo efeitos benéficos sobre nossa imagem externa”. Os fatores benéficos indicados pelo autor são que não houve uma grave crise na balança de pagamento, nem um aumento significativo na inflação, não houve queda no consumo e emprego, não na mesma dimensão em que foram observados nos países desenvolvidos. O sistema financeiro brasileiro passou incólume pela crise e também tornou flagrante a necessidade de reconhecimento de novos atores globais na geopolítica mundial.

Conforme números disponibilizados no Ipeadata, o PIB encolheu no quarto trimestre de 2008 e no primeiro trimestre de 2009 e só foi mostrar recuperação no quarto trimestre de 2009, de acordo com a tabela 11.

Tabela 11 Evolução PIB brasileiro a preços de mercado (média 1995 = 100)
 Fonte: Elaboração do autor/IPEADATA-SCN

Período	PIB - preços de mercado - índice encadeado (média 1995 = 100) - ref. 2010	PIB - preços de mercado - var. real trim. - ref. 2010 - (%)
2008 T1	143,14	6,16
2008 T2	149,69	6,34
2008 T3	154,86	6,98
2008 T4	146,92	1,03
2009 T1	139,67	-2,43
2009 T2	146,39	-2,20
2009 T3	153,06	-1,16
2009 T4	154,75	5,32

A *dummy* da crise de 2008-2009 assumirá o valor um durante o período destacado na tabela 11 e zero nos demais períodos.

IV.5 Impacto da crise de 2008-2009

A regressão IV.4 inseriu uma nova variável *dummy* no modelo e mostrou que o período representado por ela foi significativo no impacto das ações da Usiminas. A regressão IV.5 vai substituir a variável *dummy* da crise de 2002 para o período de crise de 2008-2009. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{3t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{3t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{3t} é a variável binária que assume valor um de outubro de 2008 até março de 2009 e no restante do tempo o valor da *dummy* é zero.

O resultado do modelo é explicitado na tabela 12.

Tabela 12 Resultado da Estimação (IV.5)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0.597360	0.771154	-0.774631	0.4393
R_t	1.023324	0.139789	7.320509	0.0000
S_t	-0.869737	0.293105	-2.967325	0.0033
S_t^2	0.040296	0.014888	2.706580	0.0073
D_2	-3.127024	0.831863	-3.759061	0.0002
$R_t D_3$	1.890267	0.144005	13.12637	0.0000
$S_t D_3$	0.323367	0.299519	1.079622	0.2813
$S_t^2 D_3$	0.105729	0.015373	6.877396	0.0000
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.453461
R^2	0.483565	Estatística-F		34.24371
R^2 Ajustado	0.469444	Prob(Estatística-F)		0.000000

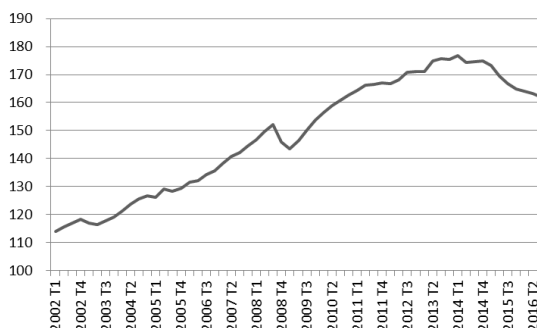
A interpretação da variável *dummy* é a mesma do modelo anterior, o coeficiente do índice de mercado vale 1,02 nos períodos fora da crise e 2,91 durante a crise à medida que o coeficiente da taxa de câmbio vale -0,87 na crise e -0.55 nos outros anos.

Com a inserção da variável *dummy*, a amostra explica 48,35% do modelo populacional e a regressão é significativa ao nível de 1%, isto é, os coeficientes não são conjuntamente iguais à zero. Somente o coeficiente da variável $S_t D_3$ não foi significativo ao nível de 5%.

A crise de 2008-2009 foi de grande impacto para a Usiminas, pois atingiu os setores financeiros e produtivos, o crédito ficou mais caro e a demanda esfriou. O coeficiente α_1 mostra a dimensão e direção do impacto no retorno das ações da Usiminas.

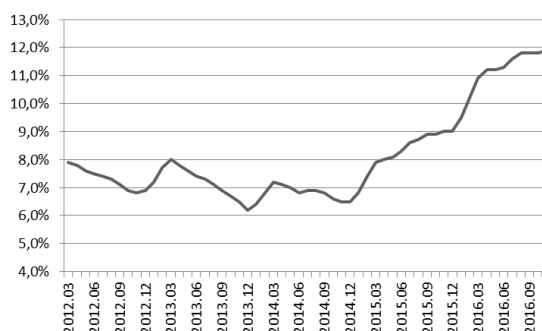
Em substituição à *dummy* da crise de 2008-2009 será inserida uma nova *dummy* referente ao período da crise de 2014-2016. O gráfico 11 mostra a evolução do PIB brasileiro durante os governos Lula e Dilma, e nele podemos verificar dois momentos de queda acentuada. O primeiro é a queda compreendida entre o 3º trimestre de 2008 e o 1º de 2009 correspondente à crise de 2008-2009; e, o segundo a partir do 2º trimestre de 2014. A segunda crise foi tão grave que o PIB brasileiro em 2016 retraiu ao mesmo patamar de 2010.

Gráfico 11 Evolução PIB brasileiro a preços de mercado (média 1995 = 100)
Fonte: Elaboração do autor/IPEADATA-SCN



O ano de 2015 foi o mais dramático durante o período desta crise, pois o PIB fechou o ano com uma queda acumulada de 3,8%, a inflação em 12 meses foi de 10,67% e a taxa de desemprego bateu 9,0%. Apesar de a inflação ter diminuído e a queda esperada do PIB ser menor em 2016, a taxa de desocupação ainda não mostrou sinais de recuperação conforme demonstrado no gráfico 12.

Gráfico 12 Evolução da taxa de desocupação
Fonte: Elaboração do autor/IPEADATA



Segundo Oreiro (2015), “a crise atual da economia brasileira é decorrente da combinação perversa da regressão produtiva a partir de 2005 com fatores conjunturais (alguns deles originados dos erros de política econômica do governo Dilma Rousseff) que desencadearam uma “tempestade perfeita””. A regressão produtiva a que o autor se refere é a diminuição da participação no PIB dos setores que apresentam elevados níveis e taxas de crescimento da produtividade do trabalho, de forma mais simples, é a diminuição da importância na economia nacional da indústria de transformação. A regressão da estrutura produtiva reduz a taxa potencial de crescimento da economia brasileira.

Oreiro (2015) afirma que “a economia brasileira sofre, desde 2005, um processo de sobrevalorização crônica da taxa real de câmbio”. Os motivos para isso são diversos: elevada taxa de juros que atrai fluxo de capital especulativo, forte elevação dos termos de troca (doença holandesa) e controle da inflação. O câmbio sobreapreciado foi prejudicial para a indústria brasileira de transformação, ocasionando aumento da importação e do déficit comercial da indústria. Conforme destaca Oreiro (2015):

A partir de 2011 essas transformações acabaram por gerar uma situação de estagnação da produção industrial, na qual os estímulos de demanda viabilizados pela “nova matriz” transbordavam para o exterior na forma de aumento de importações de produtos manufaturados, enquanto o setor de serviços tradicional (e não aquele moderno vinculado às operações industriais), de menor produtividade, foi beneficiado pela apreciação, que elevou a renda disponível, e pelo fato de não sofrer concorrência externa. Como a indústria de transformação é a locomotiva de crescimento da economia no longo prazo, a estagnação da produção industrial se traduziu em desaceleração e posterior estagnação do crescimento do PIB.

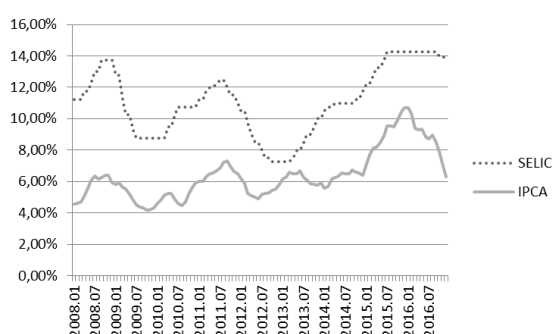
O autor nessa passagem deixa claro que a regressão da estrutura produtiva foi a grande vilã do crescimento brasileiro e que os programas de estímulo do Governo Dilma foram ineficientes, uma vez que o aumento na demanda agregada não provocou o esperado aumento no investimento e no nível de emprego e que, além disso, gerou déficits nas transações correntes.

O Governo Dilma foi marcado pela implantação da “nova matriz econômica” que começou a ser utilizada a partir de 2010² com o objetivo de estimular a demanda agregada. Esse novo programa relegou o tradicional tripé macroeconômico a segundo plano. Segundo Mousinho Reis (2016), “o tripé macroeconômico foi um dos mais importantes legados do Plano Real e se consistiu de um conjunto de instrumentos macroeconômicos, que possibilitaram o controle da inflação por meio do Regime de Metas de Inflação, Câmbio Flutuante e Lei de Responsabilidade Fiscal”. A “nova matriz econômica” por sua vez se baseava na política fiscal expansionista, na expansão do crédito, na redução da taxa básica de juros, na taxa de câmbio desvalorizada e nos estímulos à indústria nacional, seja através de protecionismo, seja através de incentivos fiscais temporários. O objetivo era impulsionar o investimento privado e o nível de emprego, compensando o impacto fiscal com o crescimento econômico.

² Ver <http://www1.fazenda.gov.br/resenhaeletronica/MostraMateria.asp?cod=863481>

O novo programa econômico do Governo Dilma provocou alguns problemas que culminaram na grave crise que se iniciou em 2014, sendo alguns destaques: maior influência do Governo nos preços administrados, com ênfase em energia e gasolina; aumento do gasto público via repasse às distribuidoras e geradoras de energia; piora no quadro financeiro da Petrobras; aumento do endividamento das famílias devido à expansão no crédito; aumento dos gastos devido à política de crédito do BNDES; política monetária confusa com tentativa de redução de juros mesmo com o índice de inflação próximo ao teto da meta (6,5%) conforme ilustrado no gráfico 13; estabelecimento de uma política de privatização ineficiente que gerou concessões sem equilíbrio econômico-financeiro; perda do grau de investimento pelas principais agências de investimento principalmente por causa da trajetória explosiva da relação dívida/PIB; e, o ambiente de incerteza criado no campo político, com o desencadeamento das operações de combate a corrupção.

Gráfico 13 Evolução da SELIC e do IPCA
Fonte: Elaboração do autor/IPEADATA



Em síntese, as medidas adotadas no Governo Dilma provocaram pressão inflacionária e deterioração fiscal, a reboque provocaram aumento do desemprego, aumento da miséria, redução do investimento e do consumo e aumento do endividamento das famílias. Nenhuma das medidas envolveu as reformas tributárias, trabalhistas, previdenciárias ou políticas que poderiam melhorar o tão precário ambiente de negócios brasileiro e aumentar a produtividade. Além disso, os programas de desenvolvimento do Governo foram ineficientes para superar as carências de infraestrutura de transporte, energia e telecomunicações.

A *dummy* da crise de 2014-2016 assumirá o valor um durante o período compreendido entre abril de 2014 e agosto de 2016 e 0 nos demais períodos.

IV.6 Impacto da crise de 2014-2016

A regressão IV.5 inseriu uma nova variável *dummy* no modelo e mostrou que o período representado por ela foi significativo no impacto das ações da Usiminas. A regressão

IV.6 vai substituir a variável *dummy* da crise de 2008-2009 para o período de crise de 2014-2016. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_o + \alpha_1 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{4t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{4t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{4t} é a variável binária que assume valor um de abril de 2014 até agosto de 2016 e no restante do tempo o valor da *dummy* é zero.

O resultado do modelo é explicitado na tabela 13.

Tabela 13 Resultado da Estimação (IV.6)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	0.006956	0.661940	0.010508	0.9916
R_t	0.962377	0.119680	8.041239	0.0000
S_t	-0.795087	0.289281	-2.748490	0.0064
S_t^2	0.022573	0.015465	1.459566	0.1456
D_4	-9.468150	3.300725	-2.868506	0.0045
$R_t D_4$	1.545281	0.578500	2.671183	0.0080
$S_t D_4$	-0.076757	0.873353	-0.087888	0.9300
$S_t^2 D_4$	0.291883	0.064439	4.529589	0.0000
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.527557
R^2	0.563793	Estatística-F		47.26816
R^2 Ajustado	0.551865	Prob(Estatística-F)		0.000000

A interpretação da variável *dummy* é a mesma do modelo anterior, o coeficiente do índice de mercado vale 0,96 nos períodos fora da crise e 2,31 durante a crise à medida que o coeficiente da taxa de câmbio vale -0,90 na crise e -0,82 nos outros anos.

Com a inserção da variável *dummy*, a amostra explica 56,37% do modelo populacional e a regressão é significativa ao nível de 1%, isto é, os coeficientes não são conjuntamente iguais à zero. Somente os coeficientes das variáveis S_t^2 e $S_t D_4$ não foram significativos ao nível de 5%.

Os coeficientes γ_1 e μ_0 não foram significativos ao nível de 5% e, a fim de se investigar a possibilidade de os dois serem iguais à zero, o teste de Wald deve ser realizado. O teste retorna o p-valor de 0,3023, isto é, a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de 5% e as variáveis se anulam, não sendo representativas no modelo.

A crise de 2014-2016 foi de grande impacto para a Usiminas, já que a economia brasileira retraiu 6 anos no período. O coeficiente α_1 mostra a dimensão e direção do impacto no retorno da ação da Usiminas, durante a crise o coeficiente linear é -9,46 e no resto do tempo é 0,01.

Em substituição à *dummy* da crise de 2014-2016 será inserida uma nova *dummy* referente aos meses nos quais ocorreram desvalorizações cambiais. A nova variável binária assume o valor um quando ocorre depreciação cambial e assume o valor zero para todas as observações onde ocorre apreciação do câmbio. A inserção da *dummy* tem o objetivo de verificar se a exposição cambial ocorre de forma assimétrica, ou seja, se a desvalorização da taxa de câmbio resulta em uma variação no retorno real das ações da Usiminas maior ou menor que uma apreciação cambial.

IV.7 Impacto das desvalorizações cambiais

A regressão IV.6 inseriu uma nova variável *dummy* no modelo e mostrou que o período representado por ela foi significativo no impacto das ações da Usiminas. A regressão IV.7 vai substituir a variável *dummy* da crise de 2014-2016 por uma variável que assume valor um para os meses nos quais ocorreram desvalorizações cambiais e zero para os demais meses. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{5t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{5t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{5t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{5t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{5t} é a variável binária que assume valor um para meses nos quais ocorreram depreciações cambiais ($S_t > 0$) e 0 para os demais meses.

O resultado do modelo é explicitado na tabela 14.

Tabela 14 Resultado da Estimação (IV.7)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	1.415820	2.069799	0.684037	0.4946
R_t	1.185130	0.224733	5.273496	0.0000
S_t	1.628186	1.065043	1.528752	0.1276
S_t^2	0.392913	0.099931	3.931835	0.0001
D_5	-4.037157	2.004760	-2.013786	0.0451
$R_t D_5$	-0.090827	0.227287	-0.399615	0.6898
$S_t D_5$	-1.236268	1.224000	-1.010022	0.3134
$S_t^2 D_5$	-0.423419	0.099920	-4.237580	0.0000
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.443701
R^2	0.502035	Estatística-F		36.87032
R^2 Ajustado	0.488419	Prob(Estatística-F)		0.000000

A interpretação da variável *dummy* se aproxima dos modelos anteriores. O coeficiente do índice de mercado vale 1,19 quando ocorre uma valorização cambial e 1,09 quando ocorre uma desvalorização cambial à medida que o coeficiente da taxa de câmbio vale -1,63 quando ocorre apreciação cambial e 0,39 nos momentos de depreciação. Pelos valores dos coeficientes, os impactos, tanto pela ótica do câmbio quanto pela do mercado, são mais relevantes quando ocorre apreciação cambial.

Com a inserção da variável *dummy*, a amostra explica 50,80% do modelo populacional e a regressão é significativa ao nível de 1%, isto é, os coeficientes não são conjuntamente iguais à zero. Somente os coeficientes das variáveis S_t , $R_t D_5$ e $S_t D_5$ não foram significativos ao nível de 5%.

Os coeficientes β_1 , γ_1 e γ_0 não foram significativos ao nível de 5%, então, a fim de se investigar a possibilidade de os três serem iguais à zero, o teste de Wald deve ser realizado. O teste retorna o p-valor de 0,3379, isto é, a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de 5% e as variáveis se anulam, não sendo representativas no modelo.

Até aqui, as evidências mostraram que os períodos de crise, o câmbio e o mercado foram estatisticamente relevantes no retorno das ações da Usiminas. A partir do modelo IV.8 serão testados os impactos conjuntos.

IV.8 Impactos conjuntos

A regressão IV.8 utilizou todas as variáveis discutidas individualmente até aqui em um único modelo. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_o + \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \beta_0 R_t + \sum_{i=1}^5 \beta_i R_t D_{it} + \gamma_0 S_t + \sum_{i=1}^5 \gamma_i S_t D_{it} + \mu_0 S_t^2 + \sum_{i=1}^5 \mu_i S_t^2 D_{it} + \varepsilon_t.$$

O resultado do modelo é explicitado na tabela 15.

Tabela 15 Resultado da Estimação (IV.8)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	3.504953	1.827796	1.917584	0.0564
R_t	1.133490	0.190373	5.954060	0.0000
S_t	2.724688	1.057459	2.576637	0.0106
S_t^2	0.456500	0.099547	4.585783	0.0000
D_1	-4.281830	1.860739	-2.301145	0.0222
$R_t D_1$	-0.484653	0.222040	-2.182732	0.0300
$S_t D_1$	-1.661981	2.063338	-0.805482	0.4213
$S_t^2 D_1$	0.570547	0.367290	1.553397	0.1216
D_2	3.923281	1.872484	2.095228	0.0372
$R_t D_2$	-0.377423	0.241451	-1.563147	0.1193
$S_t D_2$	-0.457681	0.378529	-1.209104	0.2278
$S_t^2 D_2$	-0.016267	0.038836	-0.418876	0.6757
D_3	-4.573776	1.010901	-4.524456	0.0000
$R_t D_3$	1.697741	0.259891	6.532510	0.0000
$S_t D_3$	-0.685853	0.455963	-1.504185	0.1338
$S_t^2 D_3$	0.183586	0.022602	8.122486	0.0000
D_4	-10.39272	3.488497	-2.979139	0.0032
$R_t D_4$	1.197174	0.583770	2.050765	0.0414
$S_t D_4$	-0.897021	0.853397	-1.051119	0.2943
$S_t^2 D_4$	0.341003	0.069047	4.938730	0.0000
D_5	-1.948313	2.093126	-0.930815	0.3529
$R_t D_5$	0.162290	0.194761	0.833279	0.4055
$S_t D_5$	-2.897699	1.322553	-2.190989	0.0294
$S_t^2 D_5$	-0.472847	0.105633	-4.476318	0.0000
Observações	264	Est. Durbin-Watson	1.608689	
R^2	0.620840	Estatística-F	17.08603	
R^2 Ajustado	0.584504	Prob(Estatística-F)	0.000000	

Com todas as variáveis explicativas, a amostra explica 62,04% do modelo populacional e a regressão é significativa ao nível de 1%, isto é, os coeficientes não são conjuntamente iguais à zero. Individualmente, 14 variáveis são estatisticamente significativas ao nível de 5% e outras 10 variáveis não são relevantes no mesmo nível de confiança.

O próximo exercício consiste em retirar as variáveis com maior p-valor, uma a uma a partir da variável que teve o maior p-valor, e realizar regressões até sobraarem somente variáveis estatisticamente significativas ao nível de 5%.

IV.9 Impactos conjuntos ajustados

A regressão IV.9 é o resultado do exercício descrito anteriormente. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \alpha_3 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{3t} + \beta_2 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{5t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \mu_2 S_t^2 D_{3t} + \mu_3 S_t^2 D_{4t} + \mu_4 S_t^2 D_{5t} + \varepsilon_t.$$

O resultado do modelo é explicitado na tabela 16.

Tabela 16 Resultado da Estimação (IV.9)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	2.783892	1.256914	2.214863	0.0277
R_t	0.968483	0.113402	8.540293	0.0000
S_t	1.926871	0.791570	2.434239	0.0156
S_t^2	0.396889	0.091503	4.337441	0.0000
D_1	-5.839752	1.499088	-3.895537	0.0001
$S_t^2 D_1$	0.452472	0.073449	6.160377	0.0000
D_3	-5.268224	1.126126	-4.678184	0.0000
$R_t D_3$	2.119425	0.157811	13.43015	0.0000
$S_t^2 D_3$	0.157427	0.013934	11.29807	0.0000
D_4	-10.25288	3.657735	-2.803068	0.0055
$R_t D_4$	1.673458	0.350588	4.773291	0.0000
$S_t^2 D_4$	0.288099	0.048516	5.938232	0.0000
$S_t D_5$	-2.945770	1.065454	-2.764803	0.0061
$S_t^2 D_5$	-0.372408	0.090973	-4.093627	0.0001
Observações	264	Est. Durbin-Watson		1.556619
R^2	0.606501	Estatística-F		29.64045
R^2 Ajustado	0.586039	Prob(Estatística-F)		0.000000

A tabela 16 mostra que todas as variáveis são relevantes ao nível de 5%. Ademais, o R^2 ajustado da regressão IV.9 foi superior ao da regressão IV.8, já que enquanto o primeiro explica 0.586039, o segundo explica 0.584504.

As interações com a *dummy* D_2 e a própria variável D_2 não se mantiveram no modelo final. As variáveis com o primeiro grau da variação cambial que se mantiveram no modelo foram S_t e $S_t D_5$, a exposição cambial foi -1,93 quando ocorre uma desvalorização cambial e -

1,02 quando ocorre uma valorização cambial. O retorno da ação é impactado negativamente tanto por uma valorização cambial quanto por uma desvalorização cambial. A empresa possui uma operação complexa, então o mercado enxerga que a volatilidade cambial é fator negativo para a empresa.

As interações com a variação do índice de mercado possuem sinal positivo, isto significa que durante as crises de 2008 e 2014 o retorno das ações da empresa ficou mais volátil. Durante esses subperíodos, a trajetória do mercado era de queda e o preço das ações da Usiminas caiu mais acentuadamente.

Até o momento, temos evidências que a variação cambial impacta diretamente o retorno das ações USIM5. As próximas regressões serão utilizadas como testes de robustez. Basicamente, serão feitas mudanças nas regressões e analisaremos se as conclusões persistem após fazermos os exercícios econométricos. O primeiro teste de robustez será adicionar a variável dependente defasada por um período como uma das variáveis explicativas.

IV.10 Impactos conjuntos mais impacto da variação do preço das ações de Usiminas defasado

Os testes de Durbin-Watson feitos encontraram evidências de autocorrelação, portanto, na próxima regressão adicionaremos a variável dependente defasada por um período como um dos regressores. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \alpha_3 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{3t} + \beta_2 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{5t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \mu_2 S_t^2 D_{3t} + \mu_3 S_t^2 D_{4t} + \mu_4 S_t^2 D_{5t} + r_{t-1} + \varepsilon_t,$$

onde r_{t-1} é o retorno da Usiminas defasado em um mês.

O resultado do modelo é explicitado na tabela 17.

Tabela 17 Resultado da Estimação (IV.10)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	1.835869	1.269105	1.446586	0.1493
R_t	0.952474	0.086614	10.99674	0.0000
S_t	1.938599	0.829160	2.338026	0.0202
S_t^2	0.414227	0.101330	4.087904	0.0001
D_1	-4.618945	1.702857	-2.712468	0.0071
$S_t^2 D_1$	0.392565	0.285637	1.374349	0.1706
D_3	-2.361541	4.274125	-0.552520	0.5811
$R_t D_3$	1.624480	0.879031	1.848036	0.0658
$S_t^2 D_3$	0.115914	0.079039	1.466554	0.1438
D_4	-8.858070	2.075251	-4.268433	0.0000
$R_t D_4$	1.524069	0.276841	5.505218	0.0000
$S_t^2 D_4$	0.294245	0.057679	5.101391	0.0000
$S_t D_5$	-2.628726	1.167508	-2.251569	0.0252
$S_t^2 D_5$	-0.397125	0.097131	-4.088535	0.0001
r_{t-1}	0.220640	0.040477	5.450938	0.0000
Observações	264	Est. Durbin-Watson		32.61246
R^2	0.648014	Estatística-F		0.000000
R^2 Ajustado	0.628144	Prob(Estatística-F)		0.000000

Para essa regressão não foram utilizados os erros padrão de Newey-West. O teste de Durbin-Watson não é aplicável quando a variável dependente é incluída nas variáveis explicativas, porém existem outros testes que poderiam ser utilizados nesse cenário, como o *Durbin's h-test* e o teste da razão de verossimilhança. Entretanto, a existência de correlação linear na regressão não foi testada e, por isso, foram utilizados os erros padrão do MQO.

A regressão apresentou estatística-F igual a zero, isto é, o modelo é estatisticamente significativo, e além disso, o modelo explica aproximadamente 65% da variação real da ação da Usiminas. O valor do R^2 no modelo anterior era de aproximadamente 61%, a inserção da nova variável aumentou em quase 4% a robustez do modelo.

A variável defasada foi significativa na regressão, e o seu p-valor foi 0,00. A autocorrelação foi positiva, isto é, se o retorno no período t-1 for positivo a tendência é que o retorno continue positivo no período t. O contrário também seria válido, se o retorno no período t-1 for negativo, a tendência é que o retorno continue negativo no período t. É importante salientar que a série utilizada nas regressões possui periodicidade mensal.

A inserção da variável defasada, por outro lado, fez com que algumas variáveis não fossem mais significativas ao nível de 5% conforme ilustrado na tabela 18. As variáveis C , $S_t^2 D_1$, D_3 , $R_t D_3$, $S_t^2 D_3$ não são significativas no modelo individualmente e o teste de Wald feito em conjunto para essas variáveis retorna um valor de 0,22, ou seja, não se pode descartar a hipótese que essas variáveis são conjuntamente iguais a zero.

Tabela 18 Comparações entre as estimações IV.9 e IV.10.
Erros-padrão entre parênteses. ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1.
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente IV.9	Coefficiente IV.10
C	2.783892** (1.256914)	1.835869 (1.269105)
R_t	0.968483*** (0.113402)	0.952474*** (0.086614)
S_t	1.926871** (0.791570)	1.938599** (0.829160)
S_t^2	0.396889*** (0.091503)	0.414227*** (0.101330)
D_1	-5.839752*** (1.499088)	-4.618945*** (1.702857)
$S_t^2 D_1$	0.452472*** (0.073449)	0.392565 (0.285637)
D_3	-5.268224*** (1.126126)	-2.361541 (4.274125)
$R_t D_3$	2.119425*** (0.157811)	1.624480 (0.879031)
$S_t^2 D_3$	0.157427*** (0.013934)	0.115914 (0.079039)
D_4	-10.252880*** (3.657735)	-8.858070*** (2.075251)
$R_t D_4$	1.673458*** (0.350588)	1.524069*** (0.276841)
$S_t^2 D_4$	0.288099*** (0.048516)	0.294245*** (0.057679)
$S_t D_5$	-2.945770*** (1.065454)	-2.628726** (1.167508)
$S_t^2 D_5$	-0.372408*** (0.090973)	-0.397125*** (0.097131)
r_{t-1}		0.220640*** (0.040477)

Por último, pode-se esperar um problema com endogeneidade nos modelos feitos anteriormente, isto é, um dos regressores do modelo é correlacionado com o erro. Esse problema ocorre com a variação do Ibovespa, uma vez que o índice tem em sua composição uma fração de ações USIM5. O próximo teste consiste em substituir a variação do Ibovespa pela variação de um índice que não tenha em sua composição ações da Usiminas. A empresa participa de todos os índices amplos divulgados pela BM&FBOVESPA, por isso, o índice

utilizado foi um menos representativo que é composto por empresas com o melhor nível de governança do mercado acionário brasileiro que é o Índice de Governança Corporativa – Novo Mercado (IGC-NM).

IV.11 Impactos conjuntos alterados

A regressão IV.11 é baseada na regressão IV.9 com a substituição das variáveis referentes ao índice de mercado. A equação que representa o modelo de regressão linear é ilustrada a seguir:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \alpha_3 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{3t} + \beta_2 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{5t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \mu_2 S_t^2 D_{3t} + \mu_3 S_t^2 D_{4t} + \mu_4 S_t^2 D_{5t} + \varepsilon_t,$$

onde R_t corresponde à variação do IGC-NM.

O resultado do modelo é demonstrado na tabela 19.

Tabela 19 Resultado da Estimação (IV.11)
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	0.320625	2.577750	0.124382	0.9012
R_t	0.894775	0.226495	3.950531	0.0001
S_t	0.803876	2.520235	0.318969	0.7504
S_t^2	0.288651	0.435936	0.662140	0.5093
D_3	1.570325	2.595896	0.604926	0.5465
$R_t D_3$	2.324301	0.285043	8.154200	0.0000
$S_t^2 D_3$	0.178993	0.067787	2.640503	0.0095
D_4	-9.977517	4.069000	-2.452081	0.0158
$R_t D_4$	2.463692	0.667815	3.689186	0.0004
$S_t^2 D_4$	0.318861	0.071889	4.435451	0.0000
$S_t D_5$	-1.887521	3.759262	-0.502099	0.6166
$S_t^2 D_5$	-0.256176	0.385626	-0.664312	0.5079
Observações	120	Est. Durbin-Watson	1.561904	
R^2	0.555844	Estatística-F	12.28710	
R^2 Ajustado	0.510606	Prob(Estatística-F)	0.000000	

A divulgação do IGC-NM foi iniciada em janeiro de 2007 e, por isso, o número de observações foi inferior. Além disso, teve que ser feito um ajuste no modelo com retirada das variáveis referentes a passagem do câmbio fixo para o câmbio variável, uma vez que o evento foi anterior a 2007.

O modelo foi relevante ao nível de significância de 5% conforme valor do teste-F de 0.00. O valor do R^2 foi inferior ao modelo IV.9, 0.56 contra 0.61. Além disso, as variáveis C , S_t , S_t^2 , D_3 , $S_t D_5$ e $S_t^2 D_5$, individualmente, mostraram-se não significativas no modelo. Para verificar se conjuntamente as variáveis são diferentes de zero executou-se o teste de Wald, e o teste retornou p-valor de 0.1996, ou seja, as variáveis conjuntamente não são significativas no modelo. A tabela 20 mostra a comparação entre os coeficientes das regressões IV.9 e IV.11.

Os coeficientes referentes à variação cambial de primeiro grau não foram estatisticamente significativos. O período mais curto e as duas crises longas obscureceu a relação do retorno da ação e da variação cambial.

Tabela 20 Comparações entre as estimações IV.9 e IV.10.
Erros-padrão entre parênteses. ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1.
Fonte: Elaboração do autor

Variável	Coefficiente IV.9	Coefficiente IV.11
C	0.942255 (2.287192)	0.320625 (2.577750)
R_t	1.463485*** (0.198609)	0.894775*** (0.226495)
S_t	1.071957 (2.137845)	0.803876 (2.520235)
S_t^2	0.139133 (0.349990)	0.288651 (0.435936)
D_3	-4.837079*** (1.596121)	1.570325 (2.595896)
$R_t D_3$	1.626068*** (0.209134)	2.324301*** (0.285043)
$S_t^2 D_3$	0.173375*** (0.050577)	0.178993*** (0.067787)
D_4	-9.232687** (3.953876)	-9.977517** (4.069000)
$R_t D_4$	1.430379*** (0.440281)	2.463692*** (0.667815)
$S_t^2 D_4$	0.275402*** (0.057603)	0.318861*** (0.071889)
$S_t D_5$	-1.112373 (3.107642)	-1.887521 (3.759262)
$S_t^2 D_5$	-0.179099 (0.312310)	-0.256176 (0.385626)

Na tabela 20, a regressão IV.9 foi feita com o período compreendido entre janeiro de 2007 e dezembro de 2016. Dessa vez, a variável D_3 deixou de ser estatisticamente significativa. Os coeficientes das variáveis restantes possuem o mesmo sinal e p-valores próximos o que nos leva a conclusão que a alteração do índice não foi tão relevante para alterar as conclusões dos modelos anteriores.

O objetivo desse capítulo foi identificar qual era a dimensão do impacto da variação cambial no retorno real das variações da USIM5 e se de fato esse impacto era estatisticamente significativo. Os resultados empíricos confirmaram que o retorno da ação foi afetado pela variação cambial e ele também foi impactado pelos eventos econômicos que aconteceram no período, mais notadamente, da mudança do câmbio fixo para o câmbio variável, da crise de 2008 e da crise de 2014-2016. Nesses períodos a volatilidade se elevou e as variáveis de mercado e câmbio tiveram impacto amplificado no retorno das ações da Usiminas.

Pelos exercícios econométricos feitos, constatou-se que o mercado enxerga que a volatilidade cambial impacta negativamente o retorno da ação da Usiminas, pois tanto desvalorizações quanto valorizações significam diminuição do retorno da ação. O mercado não observa um *hedge* efetivo no fluxo de caixa da empresa. A Usiminas contribuiu nesse sentido, pois as divulgações de resultado da empresa pouco dizem sobre medidas de proteção a risco cambial.

O valor das ações de uma empresa é definido pelo fluxo de caixa livre descontado. São utilizadas premissas para estimar os fluxos de receitas e despesas da empresa, investimentos, crescimento e impostos e a partir dessas premissas é montado um fluxo de caixa. Esse método de análise é chamado de *valuation*. Os analistas costumam complementar a análise inserindo premissas sobre o comportamento de indicadores de mercado como o câmbio. No caso da Usiminas, o mercado enxerga como relevante a exposição cambial, por isso a volatilidade da taxa de câmbio impacta negativamente o valor da ação.

O resultado é importante tanto para empresa quanto para o investidor em geral. Para a empresa, pois corrobora o fato de que o mercado enxerga que os mecanismos de proteção cambial dela são ineficientes. Para o investidor em geral, pois mostra que em momentos de elevada volatilidade cambial e mercado parado é melhor operar vendido (*short*) em ações da Usiminas, pelo menos, enquanto os instrumentos de proteção cambial da empresa não forem eficientes.

CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo estimar o coeficiente de exposição cambial das ações da Usiminas no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2016. A análise foi relevante tanto para o tomador de decisão da empresa quanto para o investidor, pois, de um lado, a exposição cambial pode revelar a necessidade de um melhor gerenciamento de *hedging*, por outro, pode demonstrar ao investidor oportunidades de investimento em momentos de elevada volatilidade do câmbio.

O trabalho partiu de um modelo empírico que relacionava a variação do mercado e a variação do câmbio com o retorno da ação da Usiminas. Este modelo foi testado e ampliado com a inclusão de variáveis *dummies*, que representavam fatos econômicos relevantes no período analisado. A extensão do modelo inicial tinha o objetivo de inserir novos fatos que poderiam diminuir a significância da taxa de câmbio, uma vez que existia a possibilidade de que o câmbio poderia afetar o retorno da ação somente em momentos de choque cambial, quando o *hedge* tem uma probabilidade maior de falha.

Devido aos mecanismos de proteção cambial adotados pela empresa, esperava-se uma exposição cambial baixa ou não significativa ao longo do período. Entretanto, os modelos empíricos mostraram evidências de que o grau de exposição cambial da Usiminas foi elevado e estatisticamente significativo. Os resultados dos modelos agregados implicaram que o mercado enxergava que a volatilidade cambial impactava negativamente o retorno da ação da Usiminas, pois tanto desvalorizações quanto valorizações ocasionaram retornos negativos.

O resultado da análise ajuda na decisão do investidor em geral, pois os resultados corroboraram que a volatilidade cambial impactou negativamente o retorno real das ações da Usiminas e por isso não é interessante estar comprado (*long*) no papel em momentos de elevada volatilidade. O resultado também ajuda na decisão da empresa, pois demonstrou que o mercado entendeu que os mecanismos de proteção cambial da empresa foram ineficientes.

O trabalho pode ser aprimorado com a inserção de novos regressores como proporção das vendas feita para o exterior, o percentual da despesa ligada a moeda estrangeira; variação da inflação e taxa de juros do mercado, já que esses dois fatores impactam fortemente

empresas endividadas, como é o caso da Usiminas. Além disso, uma análise comparativa entre o modelo de previsão através do MQO e através de análise fundamentalista poderia fornecer mais dados sobre os riscos aos quais a empresa está sujeita.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CHIAO, Chaoshin Chiao e HUNG, Ken. Exchange-rate exposure of Taiwanese exporting firms. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, v. 3, n. 2, p. 201-233, 2000.
- COSTA JR, N. e NEVES, M, Variáveis Fundamentalistas e os Retornos das Ações. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 54(1): 123-137, 2000.
- GIAMBIAGI, Fabio; VILLELA, André; CASTRO, Lavinia Barros de; HERMANN, Jennifer. (Orgs.). *Economia brasileira contemporânea: 1945-2010*. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2011.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica - 5ª Edição*. AMGH Editora, 2011.
- GURFINKEL, Patricia Cabral de Menezes. Exposição cambial: o caso da SABESP. *Dissertação (Mestrado em Economia)* – Faculdades IBMEC. 2012.
- JORION, Phillipe. The exchange-rate exposure of U.S. multinationals. *Journal of Business*, v. 63, n. 3, p. 331-345, 1990.
- KRUGMAN, Paul R.; Obstfeld, Maurice. *Economia Internacional – Teoria e Política – 4ª Edição*; São Paulo: Makron Books, 1999.
- MARSHALL, Andrew P. Foreign exchange risk management in UK, USA and Asia Pacific multinational companies. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 10, n. 2, p. 185-211, 2000.
- OREIRO, José Luiz e MARCONI, Nelson. O Novo-Desenvolvimentismo e seus críticos. *Cadernos do desenvolvimento*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 19, p.167-179, jul.-dez. 2016.
- MOUSINHO REIS, João Bosco. A Nova Matriz Econômica e a recessão econômica do governo Dilma Rousseff: Erros e consequências sobre o nível de atividade econômica. *VIII Congreso de Relaciones Internacionales*, La Plata - Argentina. nov 2016.
- SHARPE, W. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, v. 19, n. 3, p. 425-442. 1964
- TAKAKI, Thiago Rodrigues. O impacto da variação da taxa de câmbio sobre os retornos das ações da CEMIG. *Dissertação (Mestrado em Economia)* – Faculdades IBMEC. 2011.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: A modern approach – 2nd Edition*. South-Western, 2002.